

# 国内、国际期货市场期货价格 之间的关联研究

华仁海 陈百助\*

**摘要** 本文利用协整检验和 Granger 因果检验等技术,首次对国内和国际期货市场的铜、铝、大豆和小麦的期货价格之间的动态关系进行了实证研究。结果显示:上海期货交易所与伦敦金属交易所铜、铝的期货价格之间存在长期均衡关系,大连商品交易所与芝加哥期货交易所大豆的期货价格之间存在协整关系;相对而言,国外市场的影响力较大;郑州商品交易所与芝加哥期货交易所小麦期货价格之间不存在协整关系。

**关键词** 期货市场,协整检验,因果检验

## 一、引言

自20世纪90年代初期我国期货市场建立以来,国内期货市场得到了快速发展,尤其是经过近几年的治理整顿,我国期货市场规范化程度明显提高,价格发现和套期保值的功能得到了较好的发挥,国内期货市场在国际期货市场上的作用和影响日益凸现,其中上海期货交易所(SFE)成为紧随伦敦金属交易所(LME)和纽约商业交易所(NYMEX)之后的全球第三大金属铜期货交易市场,大连商品交易所(DCE)是在芝加哥期货交易所(CBOT)之后的全球第二大大豆期货交易市场。然而,目前对我国期货市场的理论研究非常缺乏,这与我国期货市场的发展状况很不相称,本文的研究目的在于通过对国内、国际期货市场相关期货品种期货价格之间动态关系的研究,揭示国内期货市场与国际期货市场之间的相互联系。

随着世界经济的一体化以及我国贸易政策的不断开放,国内市场与国际市场大众原材料价格之间的联系越来越密切。事实上,如果市场是完全开放和充分竞争的,商品的流通不受任何限制,则商品供求关系发生变化的信息将从一个市场很快地传递到另一个市场,并迅速在商品价格中得到体现,并且由于套利的作用,同一商品在不同市场上的价格将趋于均衡。但国内期货市场与国际期货市场相关商品期货价格之间存在怎样的联系目前还不清楚,

\* 华仁海,南京财经大学金融学院;陈百助,美国南加州大学马歇尔商学院。通讯作者及地址:华仁海,南京财经大学金融学院,210003;电话:(025)83495938;E-mail:huarenhai@hotmail.com。感谢匿名审稿人提出的中肯的修改意见。当然本人文责自负。

一方面,由于同一商品的现货价格和期货价格受相同的供求因素的影响,因此有理由相信国内期货市场与国际期货市场上相关商品的期货价格之间存在互动关系;另一方面,由于不同期货交易所在标的物质量标准的制定、期货合约的设计以及交易、交割规则制定等方面存在一定的差异,特别是各个国家对外贸易开放程度的不一致,因此,也有理由相信国内、国际期货市场上相关商品的期货价格之间存在较大的差异。通过对国内、国际期货市场相关期货品种期货价格之间相互关系的研究,可以从一个侧面反映我国大宗原材料市场的开放程度,说明不同期货交易所的期货价格信息的传播方式以及相互影响的程度,同时还可以为市场参与者包括套期保值者、投机者、套利者以及期货监管部门提供有益的市场信息。

国外学者已从期货价格与现货价格动态关系的角度,对期货市场价格发现功能进行了大量的实证研究(Garbade and Silber, 1983; Wahab and Lashgari, 1993; Hung and Zhang, 1995; Pizzi, Economopoulos and O' Neill, 1998),但对不同期货交易所相关品种期货价格之间相互关系的研究相对较少,目前已有的研究主要包括:Tse 和 Booth (1995) 对美国国债(US Treasury Bill)期货与欧洲美元(Eurodollar)期货的期货价格之间的联系进行了研究,研究发现这两个品种的期货价格之间存在协整关系;Booth、Lee 和 Tse (1996) 对同时在新加坡国际货币期货交易所(SIMEX) 伦敦国际金融期货交易所(LIFFE) 芝加哥国际货币市场(IMM) 进行期货交易的日经225股指期货(Nikkei 225 Index Futures)之间的联系进行了研究,结果显示,在不同交易所进行期货交易的日经225股指期货之间均存在协整关系;Booth、Brockman 和 Tse (1998) 研究发现,芝加哥期货交易所(CBOT)与加拿大温尼伯商品交易所(WCE)小麦的期货价格之间存在协整关系,并且CBOT小麦期货价格引导WCE小麦期货价格,但WCE小麦的期货价格对CBOT小麦的期货价格不具有引导作用。

目前,对我国期货市场与国际期货市场相关期货品种期货价格之间动态关系的研究仍是空白,本文借助相关分析、协整检验、误差修正模型、因果检验以及冲击反应分析对国内、国际期货市场上相关期货品种铜、铝、大豆、小麦期货价格之间的动态关系进行实证研究。通过本文的研究,希望能够解决以下几个问题:(1)国内期货市场与国际期货市场相关品种期货价格之间是否存在紧密的联系?一个市场上的价格变动能否用另一个市场上的价格变动进行解释?(2)如果国内、国际期货市场上相关品种期货价格之间存在联系,则一个市场上的价格变动如何影响另一个市场上的价格变动?

论文的结构如下:第二部分介绍本文研究所用数据,第三部分为实证分析结果,第四部分为本文的主要研究结论及启示。

## 二、数 据

国内期货市场上较为活跃的期货品种为上海期货交易所（SFE）的铜和铝、大连商品交易所（DCE）的大豆、郑州商品交易所（ZCE）的小麦，而国际期货市场上影响力相对较大的相关品种分别为伦敦金属交易所（LME）的铜和铝，芝加哥期货交易所（CBOT）的大豆和小麦。本文选择铜、铝、大豆、小麦这四个品种作为代表，研究国内、国际期货市场之间的相互联系，用伦敦金属交易所铜、铝和芝加哥期货交易所大豆、小麦每个交易日的期货收盘价格作为国际市场铜、铝、大豆、小麦的期货价格的代表，国内市场上选择上海期货交易所铜、铝，大连商品交易所大豆和郑州商品交易所小麦每个交易日的期货收盘价格作为代表。数据来源于相应的期货交易所。

由于不同国家所处时区的不同，各个国家期货交易时间往往不一致，为对后面的实证结果进行分析和解释，了解一个市场相对于另一个市场的实际交易时间非常重要，表1给出了有关期货交易所的开盘时间和收盘时间（其中伦敦金属交易所和芝加哥期货交易所的交易时间已换算为北京时间）。

表1 期货交易所开盘收盘时间(北京时间)

期货交易所	开盘时间	收盘时间
上海期货交易所	9:00	15:00
大连商品交易所	9:00	15:00
郑州商品交易所	9:00	15:00
伦敦金属交易所	19:55	1:00*
芝加哥期货交易所	23:30	3:15*

注：带\*号的表示滞后一天的北京时间。

由表1可知：当伦敦金属交易所和芝加哥期货交易所开始期货交易时，国内三家期货交易所的期货交易已经结束，即国内期货交易所与伦敦金属交易所和芝加哥期货交易所的期货交易存在时间差，国内期货交易所的期货交易早于伦敦金属交易所和芝加哥期货交易所的期货交易。

由表2可知：国内、国际期货市场上相关品种的期货合约在合约月份的设计上存在一定的差异，这里需要特别说明的是：伦敦金属交易所铜、铝在期货合约月份的设计上不同于其他期货品种，其中3月、15月、27月期的期货合约均为连续合约，而其他期货交易所的期货合约均将在一定时间内到期，具有非连续的特点。为研究需要，我们按照以下方式产生研究所需要的连续期货数据。对铜和铝，国际市场上选择伦敦金属交易所3月期铜、铝每个交易日期货价格的收盘数据；为保持对应，国内市场上选择上海期货交易所铜、铝后推三个月产生的连续期货合约每个交易日的期货收盘数据。例如，假设

现在的时间是1998年1月,则选取后推三个月的连续期货合约1998年4月份交割的期货合约作为代表,而到1998年2月,则选取1998年5月份交割的期货合约作为代表,以此类推。由于CBOT大豆期货合约月份为1、3、5、7、8、9、11月,而DCE大豆合约月份为1、3、5、7、9、11月,因此,为保持一致,统一选择1、3、5、7、9、11月份的期货合约为代表,在两个市场上分别选取最近期月份期货合约连结而成的连续期货合约(在最近期月份进入交割月后,选择下一个最近期月份的期货合约),利用连续期货合约每个交易日的期货收盘数据作为研究所用数据。CBOT小麦期货合约月份为3、5、7、9、12,而ZCE小麦期货合约月份为1、3、5、7、9、11,在两个市场上分别产生用最近期月份合约连结而成的连续期货合约(在最近期月份进入交割月后,选择下一个最近期月份的期货合约),利用连续期货合约的期货收盘数据作为研究所需数据。铜、铝、大豆、小麦的数据的时间跨度均从1998年1月2日至2002年12月31日。由于不同市场上节假日不太一致以及在某些交易日无成交记录,因此,为保持数据配对,删除所有非配对数据,这样得到的配对数据的个数分别为:铜1189个,铝1178个,大豆1171个,小麦1148个。

表2 相关品种的合约月份

	期货交易所	合约月份
铜	上海期货交易所	1~12
	伦敦金属交易所	3、15、27
铝	上海期货交易所	1~12
	伦敦金属交易所	3、15、27
大豆	大连商品交易所	1、3、5、7、9、11
	芝加哥期货交易所	1、3、5、7、8、9、11
小麦	郑州商品交易所	1、3、5、7、9、11
	芝加哥期货交易所	3、5、7、9、12

由于LME铜和铝期货价格的报价单位为美元/吨, CBOT大豆和小麦期货价格的报价单位为美分/蒲式耳,而国内期货市场铜、铝、大豆、小麦的报价单位均为人民币元/吨,因此,为保持一致,统一将外盘的期货报价折算成按人民币元/吨报价,其中每蒲式耳折合为1/36.744吨,美元对人民币的汇率采用国家外汇管理局网站([www.safe.gov.cn](http://www.safe.gov.cn))统计数据库中提供的人民币基准汇率。

另外,为研究方便,我们用S、D和Z分别表示上海期货交易所(SFE)、大连商品交易所(DCE)和郑州商品交易所(ZCE),用CU、AL、SS和WT分别表示铜、铝、大豆和橡胶。因此,用SCU表示上海期货交易所铜的连续期货价格序列,类似地,用CSS表示芝加哥期货交易所大豆的连续期货价格

序列。为清楚起见，表3列出了所有符号的含义。

表3 有关符号的解释

符号	符号的含义
SCU	上海期货交易所铜的连续期货价格序列
LCU	伦敦金属交易所铜的连续期货价格序列
SAL	上海期货交易所铝的连续期货价格序列
LAL	伦敦金属交易所铝的连续期货价格序列
DSS	大连商品交易所大豆的连续期货价格序列
CSS	芝加哥期货交易所大豆的连续期货价格序列
ZWT	郑州商品交易所小麦的连续期货价格序列
CWT	芝加哥期货交易所小麦的连续期货价格序列

### 三、实证结果及解释

图1至图4分别给出了铜、铝、大豆、小麦在国内及国际期货市场上的期货价格走势，对上述图形粗略观察后不难发现，铜、铝、大豆在两个相关市场上的期货价格走势比较接近，而小麦在两个相关市场上的期货价格走势相差较大。

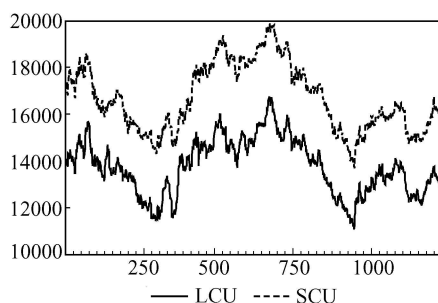


图1 铜期货价格走势

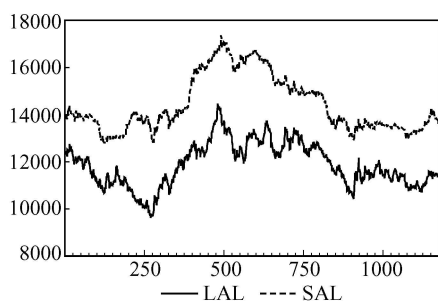


图2 铝期货价格走势

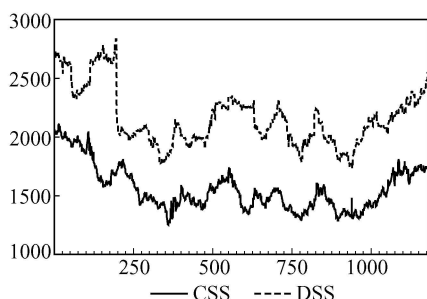


图3 大豆期货价格走势

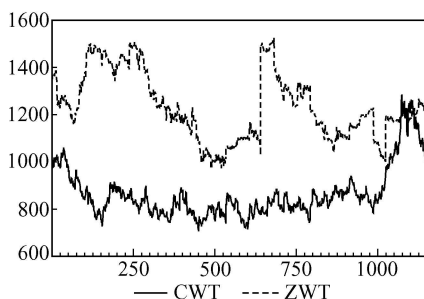


图4 小麦期货价格走势

表4给出了国内、国际期货市场上相关品种期货价格之间的相关系数,不难发现,国内、国际市场上铜、铝、大豆的期货价格之间高度相关,但ZCE和CBOT小麦的期货价格之间不存在相关关系。

表4 相关系数

相关品种	相关系数
SCU和LCU	0.9633
SAL和LAL	0.8405
DSS和CSS	0.7485
ZWT和CWT	0.0077

为考察相关品种在不同期货交易所期货价格之间的协整关系,首先利用ADF检验对每一个市场上期货价格的平稳性进行检验,表5给出了检验结果。由检验结果可知,所有品种的期货价格序列均是非平稳的,但它们的一阶差分均是平稳的,说明所有品种的期货价格序列均是一阶平稳过程(即 $I(1)$ 过程)。

表 5 期货价格的平稳性检验

	铜		铝		大豆		小麦	
	LCU	SCU	LAL	SAL	CSS	DSS	CWT	ZWT
$F_t$	-2.17	-1.63	-1.96	-1.09	-2.55	-2.51	-2.23	-2.38
$\Delta F_t$	-14.30	-16.18	-15.46	-16.17	-17.05	-15.14	-17.29	-15.89

注：△表示一阶差分，在 5% 置信水平下，ADF 检验的临界值为 -2.86。

由于所有品种的期货价格序列均是  $I(1)$  过程，因此可以通过 Johansen 协整方法检验相关品种在不同期货交易所期货价格之间的协整关系，按照 AIC 准则选定铜、铝、大豆、小麦进行协整检验的最佳滞后阶数分别为 4、2、4、4，表 6 给出了协整检验的检验结果。

表 6 相关品种在不同市场上期货价格的 Johansen 协整检验

	零假设	统计量		5% 临界值	
		$\lambda_{\text{trace}}$	$\lambda_{\text{max}}$	$\lambda_{\text{trace}}$	$\lambda_{\text{max}}$
铜	$r \leq 0$	30.83	27.91	19.96	15.67
	$r \leq 1$	2.92	2.92	9.24	9.24
铝	$r \leq 0$	23.30	18.76	19.96	15.67
	$r \leq 1$	1.19	1.19	9.24	9.24
大豆	$r \leq 0$	22.32	16.87	19.96	15.67
	$r \leq 1$	5.45	5.45	9.24	9.24
小麦	$r \leq 0$	11.65	7.25	19.96	15.67
	$r \leq 1$	4.41	4.41	9.24	9.24

注：表中  $\lambda_{\text{trace}}$  为迹统计量， $\lambda_{\text{max}}$  为最大特征值统计量，显著性水平为 5%。

由表 6 中的迹统计量  $\lambda_{\text{trace}}$  和最大特征值统计量  $\lambda_{\text{max}}$  可知，在 5% 置信水平下，铜、铝、大豆在两个相关市场上的期货价格之间存在协整关系，而小麦在两个相关市场上的期货价格之间不存在协整关系。该结论表明，对铜、铝、大豆来说，尽管在两个相关市场上的期货价格是非平稳的，短时间内两个市场上的期货价格可能出现偏离，但长期来说，两个市场上的期货价格保持着均衡关系，而对小麦，则不存在这种长期均衡关系。

由于上海期货交易所和伦敦金属交易所铜的期货价格存在协整关系，因此可以通过如下误差修正模型 (ECM) 来表述。

$$\Delta CF_t = \alpha_{10} + \alpha_c Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{11}(i) \Delta CF_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{12}(i) \Delta WF_{t-i} + \varepsilon_{1t}, \quad (1)$$

$$\Delta WF_t = \alpha_{20} + \alpha_w Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{21}(i) \Delta CF_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{22}(i) \Delta WF_{t-i} + \varepsilon_{2t}, \quad (2)$$

其中 CF 表示国内期货市场中的期货价格，WF 表示相关品种国际期货市场中的期货价格，对铜来说，CF 代表上海期货交易所铜的期货价格 SCU，而 WF 代表伦敦金属交易所铜的期货价格 LCU， $\Delta$  为一阶差分， $Z_{t-1}$  为误差修正项，

$p$  为滞后阶数,  $\epsilon_{1t}$  和  $\epsilon_{2t}$  为残差项, 服从联合正态分布。同样, 由于铝和大豆在相关期货市场上的期货价格之间存在协整关系, 因此也可以通过等式 (1) 和 (2) 表示。

通过等式 (1) 和 (2), 还可以说明 LME 和 SFE 铜的期货价格之间至少存在一个方向上的 Granger 引导关系 (或称为 Granger 因果关系)。我们称时间序列  $WF_t$  Granger 引导另一个时间序列  $CF_t$ 。如果利用  $WF_t$  的历史数据比不利用  $WF_t$  的历史数据可以对  $CF_t$  的取值进行更准确的预测。更具体地说, 如果系数  $\alpha_{12}(i), (i = 1, 2, \dots, p)$  不全为零, 或者系数  $\alpha_c$  统计显著, 则称  $WF_t$  Granger 引导  $CF_t$ 。同样, 如果系数  $\alpha_{21}(i), (i = 1, 2, \dots, p)$  不全为零, 或者系数  $\alpha_w$  统计显著, 则称  $CF_t$  Granger 引导  $WF_t$ 。如果  $WF_t$  Granger 引导  $CF_t$ , 同时  $CF_t$  Granger 引导  $WF_t$ , 则称  $WF_t$  与  $CF_t$  之间存在双向 Granger 因果关系。另外, 等式 (1) 和 (2) 中的误差修正系数  $\alpha_c$  和  $\alpha_w$  刻画了在系统偏离长期均衡状态时, 两个市场上期货价格的调整方向和调整速度。

表 7 铜的误差修正模型及 Granger 因果检验

解释变量	被解释变量			
	$\Delta SCU$		$\Delta LCU$	
	系数	$t$ 统计值	系数	$t$ 统计值
$C$	-0.7253	-0.21	-0.7626	-0.17
$Z_{t-1}$	-0.0343*	-3.65	0.0281*	2.31
$\Delta SCU_{t-1}$	-0.3461*	-11.12	-0.0272	-0.68
$\Delta SCU_{t-2}$	-0.0524	-1.60	-0.0555	-1.31
$\Delta SCU_{t-3}$	-0.0279	-0.87	0.0165	0.40
$\Delta SCU_{t-4}$	-0.0506*	-2.00	0.0091	0.28
$\Delta LCU_{t-1}$	0.5759*	22.47	0.0333	1.00
$\Delta LCU_{t-2}$	0.1460*	4.70	0.0196	0.49
$\Delta LCU_{t-3}$	0.0481	1.55	0.0389	0.97
$\Delta LCU_{t-4}$	0.0434	1.45	-0.0038	-0.10
	Granger 因果检验			
零假设 $H_0$	$\chi^2$ 统计值		概率值	
$\alpha_{12}(i) = 0 (i = 1, 2, 3, 4)$	507.44*		0	
$\alpha_{21}(i) = 0 (i = 1, 2, 3, 4)$	2.53		0.64	

注:  $\Delta$  表示一阶差分, 带 \* 号的表示在 5% 置信水平下统计显著。

表 7 给出了铜的误差修正模型及 Granger 因果检验, 由参数估计结果可知, 在 5% 的置信水平下, 等式 (1) 和 (2) 中的误差修正项  $Z_{t-1}$  的系数均统计显著, 且  $\alpha_w$  为正,  $\alpha_c$  为负。 $\alpha_w > 0$ , 说明误差修正项 (即  $Z_{t-1}$ ) 对 SFE 铜的期货价格的变动具有正向调整作用;  $\alpha_c < 0$ , 说明误差修正项对 LME 铜的期货价格的变动具有负向调整作用。即当系统偏离均衡状态时, 如果误差修正项为正 (即  $Z_{t-1} > 0$ ), 则平均来说, SFE 下一期的期货价格将下降,



LME 下一期的期货价格将上升；同样，如果误差修正项为负（即  $Z_{t-1} < 0$ ），则 SFE 下一期的期货价格将上升，LME 下一期的期货价格将下降，因此误差修正项  $Z_{t-1}$  是调节 SFE 和 LME 铜期货价格变动的重要因素。由 Granger 因果检验可知，等式（1）中交叉项的系数  $\alpha_{12}(i)(i=1, 2, 3, 4)$  统计显著，尤其是  $\Delta LCU_{t-1}$  和  $\Delta LCU_{t-2}$  前的系数相对较大，这说明 LME 铜的期货价格对 SFE 铜的期货价格具有较强的引导作用。等式（2）中交叉项的系数  $\alpha_{21}(i)(i=1, 2, 3, 4)$  统计不显著，但由于等式（2）中误差修正项  $Z_{t-1}$  的系数统计显著，因此 SFE 铜的期货价格对 LME 铜的期货价格也具有引导作用。综合上述结论可知，LME 和 SFE 这两个市场上铜的期货价格相互影响，相互作用，期货价格之间存在双向 Granger 引导关系。

为刻画 SFE 和 LME 这两个市场上铜期货价格之间相互影响的程度，我们应用冲击反应分析进行进一步的分析。冲击反应分析的主要思想是分析误差修正模型中残差项一个标准误差的冲击对另一个市场上期货价格变动影响作用的大小。这里利用 Pesaran 和 Shin (1998) 提出的 GIR (Generalised Impulse Responses) 方法进行研究，这种方法的优点在于可以克服协方差矩阵 Cholesky (Lutkepohl, 1991) 分解不惟一的缺点。

图 5 和图 6 给出了铜误差修正模型中残差项的一个标准误差冲击对另一个市场上期货价格变动冲击影响的直观图。

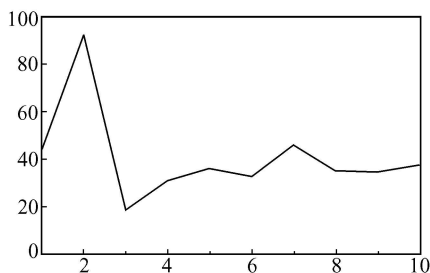


图 5 LME 铜对 SFE 铜冲击反应分析

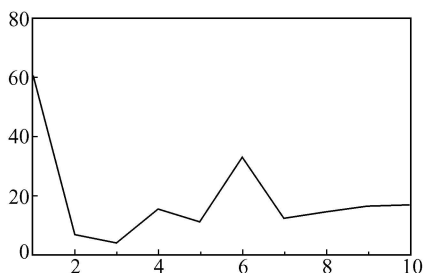


图 6 SFE 铜对 LME 铜冲击反应分析

由图 5 和图 6 可知，对来自伦敦市场铜期货价格变动的冲击，上海市场

铜的期货价格在随后的两个交易日内反应强烈,冲击作用明显,而从第三个交易日开始,冲击作用明显减弱,较小的冲击一直持续到第4至第8日。而对来自上海市场期货价格的冲击,对伦敦市场期货价格的冲击作用在两个交易日内迅速衰减,而到第3至第6日,冲击作用有所反弹。这再一次验证了两个市场期货价格的相互影响和相互作用,但总体而言,上海市场对来自伦敦市场铜期货价格的冲击相对于伦敦市场对来自上海市场铜期货价格的冲击,反应更为敏感和强烈,这也从一个侧面说明伦敦市场铜的期货价格的影响力相对较大。

表8给出了铝的误差修正模型及Granger因果检验,由参数估计结果可知,在5%的置信水平下,只有等式(2)中误差修正项 $Z_{t-1}$ 的系数统计显著,而等式(1)中误差修正项 $Z_{t-1}$ 的系数统计不显著,这说明误差修正项 $Z_{t-1}$ 是调节LME铝期货价格变动的重要因素,但对SFE铝期货价格的调节作用不明显。虽然等式(1)中误差修正项 $Z_{t-1}$ 的系数统计不显著,但由Granger因果检验可知,等式(1)中交叉项的系数 $\alpha_{12}(i \setminus i=1,2)$ 统计显著,且 $\Delta LAL_{t-1}$ 前的系数相对较大,说明LME铝的期货价格对SFE铝的期货价格具有较强的引导作用。等式(2)中交叉项的系数 $\alpha_{21}(i \setminus i=1,2)$ 统计不显著,但由于等式(2)中误差修正项 $Z_{t-1}$ 的系数统计显著,因此,SFE铝的期货价格对LME铝的期货价格也具有引导作用。综合可知,LME和SFE这两个市场上铝的期货价格之间相互影响,相互作用,期货价格之间存在双向引导关系。

表8 铝的误差修正模型及Granger因果检验

解释变量	被解释变量			
	$\Delta SAL$		$\Delta LAL$	
	系数	$t$ 统计值	系数	$t$ 统计值
$C$	0.1741	0.08	-1.0848	-0.33
$Z_{t-1}$	-0.0037	-1.32	0.0123*	2.82
$\Delta SAL_{t-1}$	-0.1506*	-5.05	-0.0434	-0.93
$\Delta SAL_{t-2}$	0.0003	0.01	0.0162	0.40
$\Delta LAL_{t-1}$	0.3711*	19.26	0.0179	0.60
$\Delta LAL_{t-2}$	0.0032	0.15	-0.0045	-0.13
Granger 因果检验				
零假设 $H_0$	$\chi^2$ 统计值		概率值	
$\alpha_{12}(i)=0(i=1,2)$	374.45*		0	
$\alpha_{21}(i)=0(i=1,2)$	1.18		0.55	

注:  $\Delta$  表示一阶差分,带\*号的表示在5%置信水平下统计显著。

图7和图8给出了铝误差修正模型中残差项一个标准误差的冲击对另一个市场上期货价格变动冲击影响的直观图。由图中可知,对来自伦敦市场期货价格变动的冲击,对上海市场随后两个交易日铝期货价格的冲击作用尤为

明显，上海市场反应强烈，但到第三个交易日伦敦市场对上海市场期货价格的冲击作用迅速衰减，冲击影响在第 4、第 5 日出现反弹，之后逐步趋于平稳。而对来自上海市场期货价格变动的冲击，对伦敦市场的影响在两个交易日内迅速衰减，但在第 3、第 4 日出现强烈反弹，在第 6、第 7 个交易日后趋于平稳，这说明伦敦市场对来自上海市场铝期货价格冲击的影响具有滞后效应。以上结果说明了 LME 和 SFE 这两个市场铝的期货价格相互作用、相互影响，与金属铜类似，相对于伦敦市场对来自上海市场铝期货价格变动的冲击影响，上海市场对来自伦敦市场铝期货价格的冲击反应更为敏感和强烈，说明相对于上海市场，伦敦市场铝的影响力相对更大。

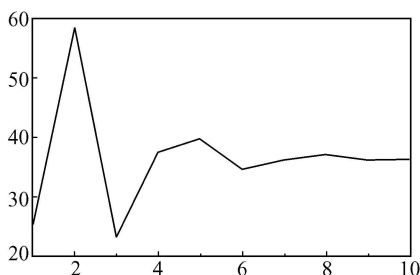


图 7 LME 铝对 SFE 铝冲击反应分析

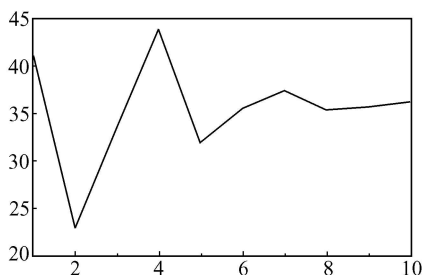


图 8 SFE 铝对 LME 铝冲击反应分析

表 9 给出了大豆的误差修正模型及 Granger 因果检验，由参数估计结果可知，在 5% 的置信水平下，等式 (1) 和 (2) 中误差修正项  $Z_{t-1}$  的系数均统计显著，且  $\alpha_w$  为正， $\alpha_c$  为负。 $\alpha_w > 0$ ，说明误差修正项（即  $Z_{t-1}$ ）对 DCE 大豆的期货价格的变动具有正向调整作用； $\alpha_c < 0$ ，说明误差修正项对 CBOT 大豆的期货价格的变动具有负向调整作用。由于等式 (1) 和 (2) 中误差修正项  $Z_{t-1}$  的系数均统计显著，说明芝加哥和大连两个市场大豆的期货价格之间相互影响，存在双向 Granger 引导关系。另外，在 5% 的置信水平下，等式 (1) 和 (2) 中交叉项的系数  $\alpha_{12}(i)$   $\alpha_{21}(i)$  ( $i=1, 2, 3, 4$ ) 均不显著，这更进一步说明误差修正项在两个市场期货价格调整中起决定作用，而交叉项的影响可以忽略不计。

表9 大豆的误差修正模型及 Granger 因果检验

解释变量	被解释变量			
	ΔDSS		ΔCSS	
	系数	t 统计值	系数	t 统计值
C	-0.1005	-0.12	-0.2824	-0.45
$Z_{t-1}$	-0.0156*	-3.04	0.0096*	2.58
$\Delta DSS_{t-1}$	0.0310	1.05	-0.0135	-0.63
$\Delta DSS_{t-2}$	0.0427	1.45	-0.0027	-0.13
$\Delta DSS_{t-3}$	-0.0019	-0.06	-0.0133	-0.62
$\Delta DSS_{t-4}$	0.0470	1.60	-0.0252	-1.18
$\Delta CSS_{t-1}$	0.0927*	2.29	-0.0511	-1.73
$\Delta CSS_{t-2}$	-0.0464	-1.15	0.0659*	2.24
$\Delta CSS_{t-3}$	-0.0653	-1.62	-0.0735*	-2.50
$\Delta CSS_{t-4}$	0.0062	0.15	-0.0270	-0.91
Granger 因果检验				
零假设 $H_0$	$\chi^2$ 统计值		概率值	
$\alpha_{12}(i)=0 (i=1, 2, 3, 4)$	8.95		0.06	
$\alpha_{21}(i)=0 (i=1, 2, 3, 4)$	2.21		0.70	

注:  $\Delta$  表示一阶差分, 带 \* 号的表示在 5% 置信水平下统计显著。

图 9 和图 10 给出了大豆误差修正模型中残差项一个标准误差的冲击对另一个市场上期货价格变动冲击影响的直观图。由图中可知, 对来自 CBOT 期货价格变动的冲击, 对大连市场在随后的两个交易日的冲击反应较大, 但 CBOT 大豆期货价格的冲击影响在随后的第 3、第 4 个交易日内迅速衰减。而对来自 DCE 期货价格变动的冲击, 对芝加哥市场的冲击作用相对较小, 冲击影响在 5 个交易日内逐步衰减, 这说明大连市场对芝加哥市场的期货价格变动较为敏感, 而芝加哥市场对大连市场的期货价格变动的冲击作用相对较弱, 这也从一个侧面说明了芝加哥期货交易所大豆期货交易的主导作用。

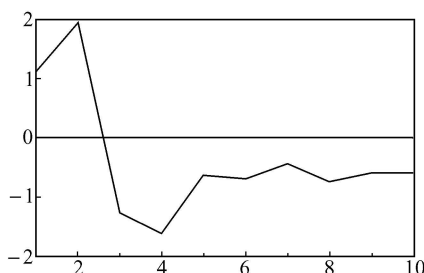


图9 CBOT 大豆对 DCE 大豆冲击反应分析

为什么国内、国际期货市场上铜、铝、大豆的期货价格之间存在较为紧密的联系, 而小麦的期货价格之间则不存在这种联系, 产生这种现象的原因究竟是什么?

事实上, 随着我国经济的快速发展, 近年来国内对作为重要工业原材料

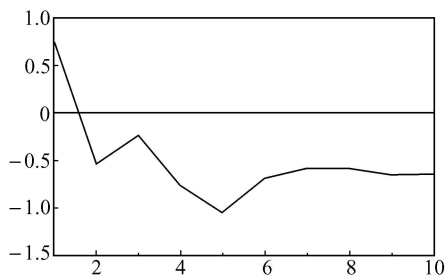


图 10 DCE 大豆对 CBOT 大豆冲击反应分析

的铜、铝的需求量大幅增长,2001年,我国铜的产量为142.5万吨,进口量为95.4万吨,消费量为208.3万吨。同年,铝的产量为341.9万吨,进口量为22.6万吨,消费量为364万吨。国家对铜、铝实行“宽进,严出”的进出口政策,对铜、铝的进口没有配额限制,并且铜的进口关税仅为2%,而电解铝的进口关税也从2002年之前的9%下降到现在的5%。正是由于铜、铝的进口政策非常宽松,因此铜、铝价格的市场化程度较高,国内、国际市场上铜、铝的价格较为接轨,反映在期货市场上就体现为上海期货交易所与伦敦金属交易所的铜、铝期货价格之间存在紧密的联系。由于伦敦金属交易所是全球最早同时也是规模最大的有色金属期货交易市场,其期货报价在国际市场上具有很大的影响力,因此,伦敦金属交易所的影响力大于上海期货交易所的影响力就不足为怪了。由于我国是铜、铝的消费大国,2002年,我国铜、铝的消费量在全球分别排名第一和第二,同时我国又是铜、铝的进口大国,因此国内市场上的铜、铝价格对国际市场上的铜、铝价格具有一定的影响力,反映在期货市场上就表现为,上海期货交易所铜、铝的期货价格并不是简单地跟随伦敦金属交易所铜、铝期货价格的变化而变化,上海期货交易所铜、铝的期货价格对伦敦金属交易所铜、铝期货价格同样具有引导作用,这从一个侧面说明上海期货交易所铜、铝的期货报价已引起国际市场的广泛关注,上海市场对国际市场上的铜、铝价格具有一定的影响力。

我国既是大豆的生产大国,又是进口大国,同时也是消费大国,2001年,我国大豆的进口量为1394万吨,接近当年国内大豆的产量1500万吨。我国大豆的进口政策是,配额之内关税为3%,配额之外为114%,但在实际操作过程中,我国早已取消了进口配额制,也就是说,进口多少大豆由贸易商根据市场行情和国内需求来自己决定,没有配额限制,而且进口关税全部都按3%执行。这说明我国大豆市场已经完全向国际市场敞开了大门,并加入了全球范围的平等竞争行列,因而国内、国际期货市场上大豆期货价格之间存在紧密的联系。由于芝加哥期货交易所是全球最大的农产品期货交易市场,同时也是全球农产品价格的报价中心,因而,芝加哥期货交易所的影响力要大于大连商品交易所的影响力。由于我国是全球大豆的消费大国和进口大国,

国内市场上的大豆价格对国际市场上大豆价格具有较大的影响力,因此,大连商品交易所大豆期货市场并不是芝加哥期货交易所大豆期货市场的附属市场,大连商品交易所大豆的期货价格对国际市场上大豆的期货价格具有引导作用。

长期以来,小麦在我国一直被认为是关系国计民生的重要战略物资,是社会安定的重要保证,因此,国家对小麦进口实行最严格的管理。小麦进口,必须取得国家指令性计划、申请到配额和许可证,并委托国家规定的集中统一的进口渠道成交,中国粮油进出口(集团)有限公司一直担负着完成国家小麦进口任务。由于我国进口小麦一直是国家控制,因此税收政策相当优惠。长期以来免征小麦进口关税。从1999年起,进口关税定为1%。2002年,我国小麦的产量为8933万吨,进口配额为846.6万吨,进口配额占当年我国小麦产量的10%不到。正是由于严格的进口配额限制,弱化了国内、国际市场小麦价格之间的联系,导致国内、国际市场小麦价格之间的相互脱节,使一个市场上小麦价格不能影响另一个市场上小麦价格,反映在期货市场上就表现为郑州商品交易所和芝加哥期货交易所的小麦期货价格之间不存在必然的联系。

#### 四、结论及启示

我国期货市场是一个快速发展的新兴市场,其国际期货市场上的影响力正逐步增大,但目前对我国期货市场的理论研究相对比较薄弱,本文通过对国内期货市场与国际期货市场相关期货品种铜、铝、大豆和小麦期货价格之间动态关系的研究,揭示国内期货市场与国际期货市场的联系。本文研究的主要结论为:

1. 无论是国内市场还是国际市场,铜、铝、大豆和小麦的期货价格均是非平稳的,但期货价格的一阶差分均是平稳的,即期货价格序列是一阶平稳过程。

2. 上海期货交易所与伦敦金属交易所铜、铝的期货价格之间存在协整关系,两个市场上的期货价格相互作用、相互影响,存在双向 Granger 因果关系。但伦敦金属交易所铜、铝期货价格对上海期货交易所铜、铝期货价格的影响力大于上海期货交易所铜、铝期货价格对伦敦金属交易所铜、铝期货价格的影响力。

3. 大连商品交易所与芝加哥期货交易所的大豆期货价格之间存在协整关系,两个市场上的期货价格相互作用、相互影响,存在双向 Granger 因果关系,但芝加哥期货交易所大豆期货价格对大连商品交易所大豆期货价格的影响力大于大连商品交易所大豆期货价格对芝加哥期货交易所大豆期货价格的影响力。

4. 郑州商品交易所与芝加哥期货交易所的小麦期货价格之间不存在协整关系，两个市场上小麦的期货价格之间不存在必然的联系。

以上结论说明，国内期货市场与国际期货市场的铜、铝、大豆的期货价格之间的关联度较高，存在较为紧密的联系，相关市场上的期货价格存在互动关系；但国内、国际期货市场上小麦期货价格之间的关联度较低，期货价格之间缺乏有机的联系。这也同时说明铜、铝、大豆价格的市场化程度较高，与国际市场较为接轨，而小麦价格的市场化程度相对较低。

由于铜、铝、大豆在国内、国际期货市场上的期货价格存在较为密切的互动关系，因此，无论是国内期货市场还是国际期货市场的投资者，都应该同时关注国内、国际市场上供求信息的变化，同时关注国内、国际期货市场上期货价格的波动，尤其是国际期货市场的投资者应高度重视中国期货市场有关品种的期货价格信息，以便更好地把握期货行情的波动。国内期货市场上铜、铝、大豆的套期保值者也可以利用国际期货市场的相关品种进行套期保值。另外，在国内、国际期货市场上相关品种的期货价格偏离均衡状态时，投资者可以进行无风险的跨市场套利。

随着我国实施在加入WTO时所做的各项承诺，大众原材料的进口数量将逐步放开，进口关税也将逐步下降，因此有理由相信，国内、国际市场大众原材料价格将逐步接轨，由此国内企业将可能面临更大的价格风险，这就要求国内企业树立风险防范意识，积极利用期货市场进行套期保值，防范风险。同时这也给我国期货市场的发展带来了新的机遇，提出了新的要求，我国必须加快新的期货品种及金融衍生工具的推出，适应全球市场一体化的形势，满足市场的需求。

## 参考文献

- [1] Booth, G. G., Brockman, P., and Tse, Y., "The Relationship between US and Canadian Wheat Futures", *Applied Financial Economics*, 1998, 8, 73—80.
- [2] Booth, G. G., Lee, T. H., and Tse, Y., "International Linkages in the Nikkei Stock Index Futures Markets", *Pacific Basin Finance Journal*, 1996, 4, 59—76.
- [3] Garbade, K. D., and Silber, W. L., "Price Movements and Price Discovery in Futures and Cash Market", *Review of Economics and Statistics*, 1983, 65, 289—297.
- [4] Granger, C. W. J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Method", *Econometrica*, 1969, 37, 424—438.
- [5] Granger, C. W. J., "Some Recent Developments in A Concept of Causality", *Journal of Econometrics*, 1988, 39, 199—211.
- [6] Hung, M. and Zhang, H., "Price Movement and Price Discovery in the Municipal Bond Index and the Index Futures Markets", *The Journal of Futures Markets*, 1995, 15, 489—506.
- [7] Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, 12, 231—254.

- [ 8 ] Lutkepohl , H. , *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag , 1991.
- [ 9 ] Pesaran , M. H. and Shin , Y. , " Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models " , *Economics Letters* , 1998 , 58 , 17—29.
- [ 10 ] Pizzi , M. A. , Economopoulos , A. J. , and O'Neil , H. M. , " An Examination of the Relationship between Stock Index Cash and Futures Markets : A Cointegration Approach " , *The Journal of Futures Markets* , 1998 , 18 , 297—305.
- [ 11 ] Tse , Y. and Booth , G. G. , " The Relationship between U. S. and Eurodollar Interest Rates : Evidence from the Futures Markets " , *Weltwirtschaftliches Archiv* , 1995 , 131 , 28—46.
- [ 12 ] Wahab , M. , and Lashgari , M. , " Price Dynamics and Error Correction in Stock Index and Stock Index Futures Markets : A Cointegration Approach " , *The Journal of Futures Markets* , 1993 , 13 , 711—742.

## International Linkages of the Chinese Futures Markets

RENHAI HUA

( *Nanjing University of Finance & Economics* )

BAIZHU CHEN

( *University of Southern California* )

**Abstract** This paper is the first to study the relationship between the Chinese and world futures markets of copper , aluminum , soybean and wheat , using cointegration test , the Granger causality test and other tests. We find that the futures prices in the Shanghai Futures Exchange are cointegrated with the futures prices in the London Metal Exchange( LME ) for copper and aluminum. We also find that a cointegration relationship exists for Dalian Commodity Exchange and Chicago Board of Trade( CBOT ) soybean futures prices , but no such relationship for Zhengzhou Commodity Exchange and CBOT wheat futures prices. We further find that while LME has a bigger impact on Shanghai copper and aluminum futures , and CBOT a bigger impact on Dalian soybean futures , the Chinese futures markets also have a feedback impact on LME and CBOT futures.

**JEL Classification** F36 , G15 , N20